

# Az európai hozamgörbék recesszió-előrejelző képességének empirikus vizsgálata\*

Granát Marcell Péter – Neszveda Gábor – Szabó Dorottya

Számos okból kifolyólag az államkötvények hozamgörbéje a recessziók pontos előrejelzőjének bizonyul az USA-ban. Tanulmányunkban empirikusan vizsgáljuk meg, hogy az európai országok esetében is megfigyelhető-e ez az összefüggés. Az elemzési eszközök körébe tartozik a Hodrick–Prescott-filter, illetve a probit-modell. A szakirodalomban megtalálható modellezési eljárást kívánjuk kiterjeszteni az államkötvény lejárat szpred optimális párosításával, és annak vizsgálatával, hogy eredményünk robusztusságot mutat-e az európai hozamgörbékre kiterjesztve is. Kutatásunk fő eredményei, hogy az Egyesült Államok esetében a 7 és az 1 éves lejáratú államkötvények hozamából számított szpred bizonyult a legjobb előrejelzőnek, amely hasonlóan jól jelzi előre a gazdasági válságok megjelenését az európai országok felében.

**Journal of Economic Literature (JEL) kódok:** G17, O11, O47

**Kulcsszavak:** hozamgörbe, recesszió, probit-modell

## 1. Bevezetés

A gazdaság minden résztvevője számára kiemelten fontosak a konjunktúraciklusokkal kapcsolatos előrejelzések, ilyen jellegű predikciók több száz éve zajlanak. A konjunktúra előrejelzésére a lehetséges előrejelző (*leading*) változók közül a kamatok alakulásával hazánkban már az I. világháborút követően foglalkoztak (Máténé Bella *et al.* 2019). A hozamgörbék meredekségének recesszió-előrejelző képességét az 1980-as évek végén kezdték el vizsgálni (például Keen 1989; Stevens 1989), az 1990-es évek végére pedig komoly szakirodalma lett a témának. Ezek a tanulmányok azt vizsgálják, hogy a különböző lejáratú államkötvények hozamainak különbsége időben hogyan alakul, illetve hogy ez a különbség milyen kapcsolatban áll a reálgazdaság teljesítményével. Az empiria azt mutatja, hogy a gazdasági

\* A jelen kiadványban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, ami nem feltétlenül egyezik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.

Granát Marcell Péter: Magyar Nemzeti Bank, oktatási és kutatási szakértő; Neumann János Egyetem, tanársegéd; Eötvös Loránd Tudományegyetem, PhD-hallgató. E-mail: granatm@mnk.hu

Neszveda Gábor: Magyar Nemzeti Bank, főosztályvezető; Neumann János Egyetem, egyetemi docens. E-mail: neszvedag@mnk.hu

Szabó Dorottya: Lisszaboni Egyetem, hallgató E-mail: dorottya.szabo@aln.iseg.ulisboa.pt

A magyar nyelvű kézirat első változata 2023. június 15-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.25201/HSZ.22.3.48>

visszaeséseket a hozamgörbék invertálódása előzi meg, ami azt jelenti, hogy a rövid lejáratú állampapírok hozamai magasabbak, mint a hosszú lejáratú állampapíroké, tehát a hozamszpred negatív tartományba kerül. Ennek oka, hogy egy adott ország kockázati megítélése a befektetők részéről kihatással van az ország hozamgörbéjére (Mátolcsy – Palotai 2016). A befektetői várakozások ilyenkor egy potenciális, a két lejárat közötti időszakra kiterjedő recessziót, illetve az ennek következtében várt inflációcsökkenést és expanzív monetáris reakciót tükröznek. A recesszió ezen információon alapuló előrejelzésére két tipikus elemzési irány terjedt el: (1) a GDP növekedési rátájának kvantitatív előrejelzése folytonos modellekkel, (2) a recessziók valószínűségének előrejelzése bináris modellekkel. *Estrella és társai (2003)* azt találják, hogy az utóbbi típusú elemzések jobban teljesítenek.

*Estrella és Mishkin (1996)* amellett érvel, hogy a hozamszpredek többek között azért is jó indikátorok, mert a monetáris politikának erős hatása van rájuk, és így ezen keresztül a reálgazdaságot is képesek lehetnek befolyásolni. Emellett a hozamszpredek tartalmazzák az inflációs és a kamatlábra vonatkozó várakozásokat is, aminek szintén fontos szerepet tulajdonítanak a szerzők. Ugyanez a szerzőpáros egy másik tanulmányukban pénzügyi indikátorok, köztük különböző kamatlábak, részvényárfolyamok, monetáris aggregátumok és a hozamszpred előrejelző-képességét vizsgálta probit-modellek segítségével (*Estrella – Mishkin 1998*). Azt mutatják ki, hogy míg 1–3 negyedéves időhorizonton a részvényárfolyamok és a monetáris aggregátumok egyaránt jól jeleznek előre a mintán kívül, addig az ennél hosszabb időtávra szóló előrejelzésben egyértelműen a hozamszpred emelkedik ki, és jellemzően önmagában, tehát minden más változó bevonása nélkül teljesít jól.

*Wright (2006)* ezzel szemben arra a következtetésre jut, hogy a hozamszpredek önmagukban kevésbé jól jelzik előre a recessziókat, mint amikor a modell külön változóként a hozamokat is tartalmazza. Érdekesség azonban, hogy a tanulmány alapján a hozamokkal kiegészített modellek 2006-ban nem jeleztek előre recessziót, míg a hozamszpredek önmagukban igen. Wright a többváltozós modellnek hitt, később kiderült, hogy tévedett. A 2008-as válságot megelőzően a Federal Reserve egy másik elemzőcsoportja, *Haubrich et al. (2006)* is arra a végső következtetésre jutott, hogy nem valószínű, hogy a csökkenő hozamszpredek recessziót jeleznek előre.

A 2008-as pénzügyi válságot követő időszakban számos további tanulmány született a témában (*Chinn – Kucko 2015; Rudebusch – Williams 2009*), 2017-től pedig ismét laposodott az amerikai hozamgörbe. *Bauer – Mertens (2018a)* megállapítja, hogy a hozamszpred kritikus határértéke a 0, tehát egy 0-hoz közeli, de pozitív érték még nem ad okot aggodalomra, viszont a negatív hozamgörbe már vészjelző jelenség. A szerzőpáros amellett érvelt, hogy mivel a pénzügyi válság utáni időszakot amúgy is egy alacsony kamat- és hozamkörnyezet jellemezte, ami történelmi összehasonlításban is különös jelenség, nem vonható le messzemenő következtetés a hozamszpredek alakulása alapján.

2019 elején már sorra írták meg a különböző sajtóorgánumok is, köztük a Forbes, a The Economist, illetve a Bloomberg, hogy az amerikai hozamgörbe laposodik, és csak idő kérdése, hogy inverz hozamgörbéről beszéljünk, ami pedig egy közelgő recesszió gyanúját keltette a közgazdászokban. 2019 augusztusában az amerikai hosszú és rövid távú állampapírhozamok különbsége negatívvá vált, a prognosztizált pénzügyi válság helyett azonban a koronavírus-járvány következtében komoly gazdasági visszaeséssel nézhettünk szembe. Ez a jelenség sok elemzőben vetette fel a kérdést, hogy nem csupán véletlen egybeesésről van-e szó.

Hasonló dilemmával szembesültek a 2001. szeptember 11-i New York-i terrortámadások idején megfigyelhető előrejelzések kapcsán is. *Chauvet és Potter (2005)* a standard probit-modell előrejelző képességét hasonlította össze szofisztikáltabb, kiterjesztett probit-modellekével. Az utóbbiak jellemzően hatékonyabban jeleztek előre a mintán kívül, azonban egyedül a standard modell jóslott recessziót 2001 végére a 2001 márciusáig rendelkezésre álló információk alapján. A szerzők mellett érvelnek, hogy ez alapján téves lenne azt a következtetést levonni, miszerint a standard modell jobban teljesít, hiszen a modell rendelkezésére álló információk nem tartalmazták a 2001. szeptember 11-i eseményeket, amelyek pedig jelentősen hozzájárultak a 2001-es gazdasági visszaeséshez. Ezek alapján elmondható, hogy a hozamszpredek előrejelző képességét alapvetően olyan recessziókon érdemes tesztelni, melyek kialakulása elsősorban endogén okokra vezethető vissza, nem pedig exogén sokkokra. Emiatt elemzésünk során 2019-el bezáródó idősorokra támaszkodunk, kizárva ezzel a koronavírus és az orosz-ukrán háború okozta sokkot.

A háború esetében felmerülhet, hogy a tőkepiacok árazásán keresztül előre jelezhető lett volna a gazdasági visszaesés. *Granát et al. (2023)* azt találta, hogy a befektetői várakozásokba mindössze 50 nappal a 2022. február 24-ei kitörés előtt épült be a háború veszélye, a hozamgörbével való előrejelzés szakirodalmá ennél lényegesen távolabbi időpontra (4 negyedévre) készült becsléseket fogalmaz meg, így a háború alatti időszakot is indokolt kizárni.

### 1.1. Európai hozamgörbék

A hozamgörbék recesszió előrejelző képességének vizsgálatát az amerikai állampapírok ihlették, azonban több tanulmány szentel kitüntetett figyelmet a különböző lejáratú európai államkötvények hozamkülönbségének. *Estrella – Mishkin (1997)* és *Chinn – Kucko (2015)* azt találja, hogy a német és a brit hozamszpredek meglehetősen jól teljesítenek a recessziók valószínűségének előrejelzésében, bár a brit hozamszpred esetében gyakori, hogy magas valószínűséget becsül a gazdasági visszaesésre olyan időszakban, amikor nem következett be recesszió. Vizsgálták továbbá a francia és az olasz hozamgörbéket is, ezek azonban nem bizonyultak a recessziókat előrejelző indikátoroknak. *Duarte és szerzőtársai (2005)* az euroövezet aggregált adatait használták fel, és probit-moddellel sikeresen tudták előre jelezni az Európai Gazdasági és Monetáris Uniót érintő recessziókat. *Hasse – Lajaunie (2022)*

13 OECD-, köztük 8 európai ország esetében vizsgálták a 10 éves és 3 hónapos kötvények hozamszpredjének előrejelző képességét panel logit-modellt használva. Modellükben a hozamszpred több kontrollváltozó – pl. lakáspiaci hozamok, gazdaságpolitikai bizonytalanság, jegybanki kamat – bevonása mellett is szignifikánsnak bizonyult.

Tanulmányunkban egyrészt az Egyesült Államok „mintapéldáját” elemezzük, másrészt európai országok<sup>1</sup> esetében vizsgáljuk meg a hozamszpredek recesszió-előrejelző képességét az elmúlt 25 évre visszatekintően.

## 2. Adatok, módszertan

A különböző lejáratú állampapírok hozamaira vonatkozó napi, illetve havi adatokat az investing.com oldaláról, illetve a FRED adatbázisából<sup>2</sup> töltöttük le. Problémát jelentett az adatok hiányossága, valamint az is, hogy az egyes országok esetében különböző hosszúságú idősorokkal tudtunk dolgozni. Mivel a modellben felhasznált hozamszpredet két hozam különbségként definiáltuk, csak azon időpontbeli megfigyeléseinket tudtuk felhasználni az elemzéshez, amelyek esetében mindkét adott lejáratú állampapírra volt adatunk. A reál-GDP negyedéves, szezonálisan kiigazított értékeit az Eurostat<sup>3</sup>, illetve a FRED adatbázisaiból vettük. A hozamszpredek esetében a napi megfigyelések mértani átlagaként definiáltunk negyedéves értékeket.

A szakirodalomban a közgazdászok különböző hozamszpredeket használnak. Vannak, akik a vizsgált államkötvények esetében a lejáratú idejük különbségének maximalizálását javasolják (*Ang et al. 2006*), más szerzők a rövid és középtávú kötvények hozamszpredjeit részesítik előnyben (például *Estrella et al. 2003*), megint mások pedig a standardnak mondható 10 éves és 3 hónapos kötvények hozamainak a különbségét használják. *Estrella (2022)* egy frissebb tanulmányának eredménye azt mutatja, hogy a 10 éves–3 hónapos hozamszpred előrejelző képessége a legjobb, valamint hogy 10 éves–2 éves, valamint a 18 hónapos–3 hónapos szpredek együttes használata pontosabban jelzi előre a recessziókat, mint amikor csak az egyik tárgyalt hozamszpred szerepel a modellben. Elmondható azonban, hogy a vizsgált hozamszpredek jellemzően nagyon hasonló pályát követnek (*Bauer – Mertens 2018b*). Tanulmányunkban mi is több lehetséges kombinációt vizsgálunk meg a különböző országok esetében.

A tanulmányban probit-modellt használunk az előrejelző képesség becslésére. A bináris eredményváltozót tartalmazó modellek alapvetően abban térnek el az OLS-regresszióktól, hogy az eredményváltozó kétértékű, ami azt implikálja, hogy az

<sup>1</sup> A vizsgált országok: Belgium, Bulgária, Csehország, Egyesült Királyság, Franciaország, Írország, Lengyelország, Németország, Olaszország, Portugália, Románia, Spanyolország és Svájc. Egyéb európai országokat adathiány miatt nem tudtunk bevonni az elemzésbe.

<sup>2</sup> <https://fred.stlouisfed.org/>

<sup>3</sup> <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>

$Y$ -ra becsült érték, az előrejelzés tulajdonképpen két csoport valamelyikébe sorolja be az adott megfigyelést. Az ilyen típusú eredményváltozók modellezésére leggyakrabban használt modellek a lineáris valószínűségi modellek (LPM), a logisztikus és probit-modellek. Ezek közül az LPM a legkönnyebben kezelhető modell, jelentős hátránya azonban, hogy az előrejelzési valószínűségek kívül eshetnek a  $[0,1]$  intervallumon, illetve az ebben a modellkeretben számított parciális hatások olykor logikailag lehetetlenek (Wooldridge 2012). A logit- és probit-regresszió alapgon dolata az, hogy bár a lineáris kombinációt megtartjuk, de annak az eredményét olyan transzformációnak vetjük alá, amely a  $(-\infty, \infty)$  intervallumon értelmezett eredményváltozót a  $[0,1]$  intervallumra alakítja át.

A probit-modell egy ponton tér el alapvetően a logisztikus analízistől. A logittal szemben a probit a  $P$  valószínűség logisztikus eloszlásának feltételezése helyett standard normális eloszlásának feltételezi a valószínűség eloszlását. Ennek az eloszlásfüggvénynek azonban nincs zárt alakja, így a logit alkalmazása lényegesen egyszerűbb és elterjedtebb is. A probit-modellünk ezek alapján az (1) egyenlet által leírt módon írható fel.

$$E(Y | X) = P(Y = 1 | X) = \phi(\beta_0 + \beta_{szpred}), \quad (1)$$

ahol  $\phi(z) = P(Z < z)$ ,  $Z \sim N(0,1)$ .

A recessziókat reál-GDP-adatok Hodrick–Prescott-filterezésének segítségével definiáltuk az európai országok esetében, míg az Egyesült Államok esetében az NBER (2021) adatbázisa<sup>4</sup> alapján határoztuk meg. A HP-szűrő formális definícióját a (2) egyenlet mutatja be.

$$\min_{\tau} \left( \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right), \quad (2)$$

ahol az első tag azt fejezi ki, hogy mennyire követi jól az idősort a trend, míg a második azt, mennyire simán követi azt le. A  $\lambda$  együttható határozza meg a két tag közti trade-offot, ezt a szakirodalomban használtknak megfelelően 1600-nak választottuk meg a negyedéves adatok miatt. A HP-filterezés után megkaptuk a reál-GDP-ciklikus komponenseit, amelyek a trendtől vett eltérést mutatják. Az empirikus eredményeink alapján recesszióként definiáljuk a tanulmányban azokat az időszakokat, amelyeket a reál-GDP  $-1$  százaléknál kisebb ciklikus komponense jellemez, mivel emellett az érték mellett tudtuk reprodukálni az USA adatain az NBER által recesszióként definiált időszakokat. A recessziók ezen definícióját alkalmaztuk az európai országokon elvégzett elemzésünk során is, amit azért tartottunk indokoltnak, hogy az európai eredményeinket össze tudjuk hasonlítani az Egyesült Államok esetében

<sup>4</sup> <https://www.nber.org/research/business-cycle-dating>

kapott eredményeinkkel. Fontos megemlíteni azonban, hogy a HP-becslés nem minden esetben közelíti meg a tényleges európai recessziókat, amit figyelembe kell vennünk az eredmények értelmezésekor.

Tanulmányunkban kiindulópontként az USA esetében vizsgáljuk meg, hogy az *Estrella – Mishkin (1996)* által levont következtetések az azóta eltelt 25 évre is kiterjeszhetőek-e. Ehhez modelljeinkben – az említett szerzőpárostól eltérően, akik a 10 éves és 3 hónapos lejárati állampapírhozamokat használták fel – az általunk hozzáférhető 10 éves és 1 éves lejárati állampapírhozamok különbségét használtuk fel a két különböző intervallumon, négy negyedéves késleltetéssel. Reprodukálva az említett tanulmányt, a korábbi időszakunk 1962 első negyedétől 1995 első negyedévéig tart, míg a második 1995 második negyedétől kezdődik és 2019 negyedik negyedévéig tart. A két időszakban megfigyelhető előrejelző képesség alapján vonunk le következtetéseket az 1996-ös megállapítások mai érvényességével kapcsolatban.

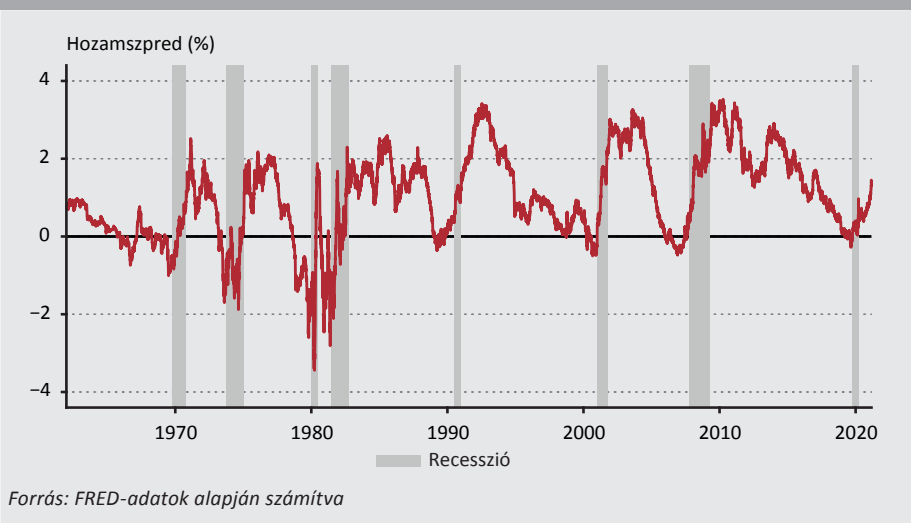
Ezek után azt vizsgáljuk meg, hogy a használt 10 és 1 éves lejárati bizonyul-e a legjobb lejárati-kombinációnak az előrejelzési képesség szempontjából. Ezt követően vizsgálatunkat kiterjesztjük különböző európai országokra, melyek esetében a leghatékonyabban előrejelző lejárati-kombinációkat alkalmazzuk.

### 3. Eredmények

#### 3.1. Eredmények az Egyesült Államok adatai alapján

Az Egyesült Államok esetében először a 10 éves lejárati állampapírhozamok és az 1 éves lejárati állampapírhozamok különbségének alakulását vetettük össze az NBER által recesszióknak definiált időszakok alakulásával. Az *1. ábrán* látható a havi, illetve napi hozamszpredek alakulása, az előbbiek esetében 1953 áprilisától kezdődő, az utóbbiak esetében pedig 1962 januárjától kezdődő, és mindkét esetben 2021 márciusáig terjedő időintervallumon. Fontos kiemelni, hogy tanulmányunkban a későbbi lejárati hozamokból vontuk ki a korábbiakat, bár a szakirodalomban ritkán, de előfordul, hogy a különbséget a „rövid-hosszú” formában definiálják. A mi eljárásunkból az következik, hogy az ábrán azok az időpontok jelzik a hozamgörbék invertálódását, ahol a hozamszpredek negatív tartományba kerül.

**1. ábra**  
**A 10 és 1 éves hozamszpred és a recessziók közötti együttmozgás az USA-ban**



Az 1. ábrán jól látható, hogy a recessziókat megelőzően jellemzően 1–2 éves időtávon belül a hozamgörbék invertálódtak, ami azzal magyarázható, hogy a befektetők egy közelgő recessziótól tartottak ezekben az időszakokban, és az ábra alapján azt mondhatjuk, hogy ezek a várakozások jellemzően beigazolódtak. Továbbá az ábráról az is leolvasható, hogy a recessziós időszakok közben néhány esetben már a recesszió kezdete előtt növekednek a hozamszpredek.

Az alkalmazott probit-modellt először az Egyesült Államok adatain futtattuk le a 10 éves és az 1 éves lejáratok hozamainak különbségeként definiált hozamszpreddel magyarázva a recesszió valószínűségét négy negyedéves késleltetés mellett. Az 1. táblázat különböző hozamszpred értékek mellett mutatja a recesszió modell szerinti valószínűségét az 1995 előtti időszakra, az 1995 utáni időszakra, illetve a teljes időszakra egyaránt. Jól látható, hogy a hozamszpred csökkenésével egyértelműen nő a recesszió valószínűsége négy negyedéves időtávon.

## 1. táblázat

A recesszió valószínűsége különböző hozamszpredek mellett a négy negyedéves késleltetéssel készített probit-modell alapján

Szpred (százalékpont)	Recesszió valószínűsége (%)		
	1995 előtt	1995 után	Összesen
1,21	0,08	6,66	5,32
0,76	0,97	11,11	9,81
0,46	3,74	15,06	14,06
0,22	9,03	18,82	18,25
0,02	16,62	22,37	22,29
-0,17	26,81	26,06	26,55
-0,50	49,64	33,15	34,82
-0,82	71,97	40,66	43,60
-1,13	87,58	48,28	52,42
-1,46	96,11	56,45	61,68
-1,85	99,35	65,74	71,78
-2,40	99,98	77,28	83,40
<b>AUC (%)</b>	<b>88,79</b>	<b>84,14</b>	<b>84,77</b>

Megjegyzés: Az AUC mérőszámot a 3.1.1. szakaszban definiáljuk.

Forrás: FRED-adatok alapján számítva

Az 1995 előtti időszak eredményeit összevetve *Estrella – Mishkin (1996)* eredményeivel azt láttuk, hogy az adott hozamszpredekhez tartozó valószínűségek a mi számításaink alapján  $-0,5$  százalékos szpred felett alacsonyabbak, míg a  $-0,5$  értékű és annál alacsonyabb szpredek esetében magasabbak. Összehasonlítva ezeket az eredményeket az 1995 utáni időszak eredményeivel azt láthatjuk, hogy negatív hozamszpredek mellett a modellünk kisebb valószínűséggel jelez előre recessziót, mint az 1995 előtti időszak alapján becsült modell. *Bauer – Mertens (2018a)* megállapítása alapján – miszerint a hozamszpredek alakulása csupán akkor ad okot az aggodalomra, ha azok negatív tartományba esnek –, arra a következtetésre jutottunk, hogy a hozamszpredek előrejelző képessége az 1995 utáni időszakban enyhén csökkent az azt megelőző időszakhoz képest, bár a hozamszpred statisztikailag az 1995 utáni időszakra futtatott modellünkben is szignifikáns. A vonatkozó regressziós koefficienseket a *Melléklet 3. táblázatában* foglaltuk össze. A teljes időszakra vonatkozó eredmények is azt mutatják, hogy a negatív hozamszpredek a modell szerint kisebb valószínűséggel jeleznek előre recessziót, mint csupán az 1995 előtti megfigyelések alapján.



### 3.1.1. A modell klasszifikációs képessége

Bináris modellek klasszifikációs feladatának esetében a modell előrejelző képességének jóságára alapvető mérőszámok a szenzitivitás és a specificitás, illetve az ezek segítségével számított AUC (Area Under the Curve) mérőszám, amit a ROC (Receiver Operating Characteristics) görbe alatti terület nagyságaként definiálhatunk. A modell szenzitivitásának [(3) egyenlet] értékét a helyesen klasszifikált 1 értékek (esetünkben recesszió bekövetkezése) összes 1 értékhez viszonyított aránya adja meg.

$$\text{Szenzitivitás} = \frac{TP}{TP + FN}, \quad (3)$$

ahol a valódi pozitív (True Positive,  $TP$ ) jelen esetben azoknak a klasszifikációknak a számára utal, amikor a modell a valósághoz hűen jelzett előre recessziót, az álnegatív (False Negative,  $FN$ ) pedig azokat az eseteket tükrözi, amikor a modell tévesen nem jelzett előre recessziót.

A specificitás ezzel szemben a helyesen besorolt recessziómentes időszakok összes recessziómentes időszakhoz viszonyított arányát adja meg [(4) egyenlet].

$$\text{Specificitás} = \frac{TN}{TN + FP}, \quad (4)$$

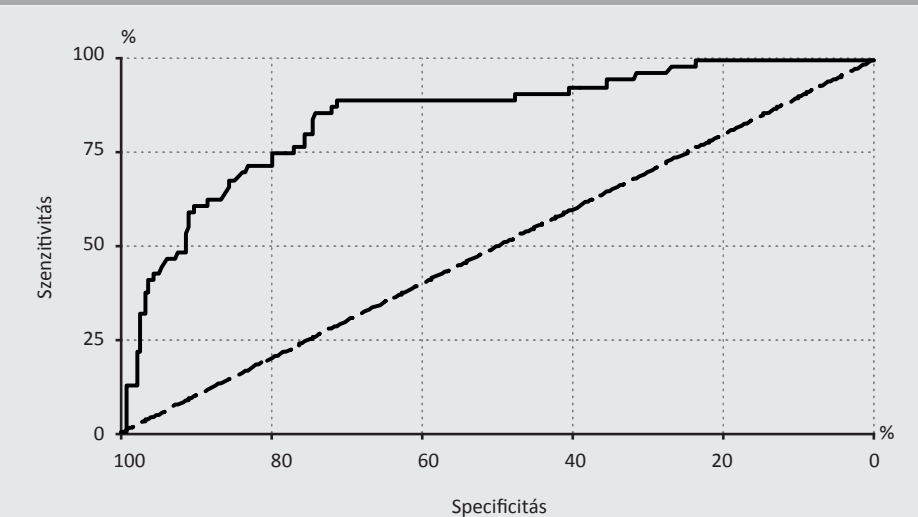
ahol a valódi negatív (True Negative,  $TN$ ) azokat a klasszifikációkat foglalja magában, melyek esetében a modell helyesen nem jelzett előre recessziót, az álnegatív (False Positive,  $FP$ ) pedig azokat az eseteket, amikor a modell tévesen jelzett előre recessziót.

A klasszifikációs modellek egy valószínűséget becsülnek, hogy adott megfigyelés 1 értékű (recesszió) vagy sem. Ezen a ponton szükséges egy küszöbérték meghatározása, hogy mikor tekintjük inkább 1-nek az értéket, mint 0-nak. Ha nagyon kis valószínűség esetén is válságot prediktálunk, akkor alacsony eséllyel tévesztünk el recessziós időszakokat (magas lesz a szenzitivitás), de bizonyára többször fogunk tévesen recessziót prediktálni (alacsony lesz a specificitás). A szenzitivitás és specificitás értéke tehát a választott küszöbértéktől is függni fog.

A ROC-görbét egy olyan koordináta-rendszerben tudjuk ábrázolni, melynek y tengelyén a *szenzitivitás* különböző értékeit, míg az x tengelyen az  $1 - \text{specificitás}$  különböző értékeit jelenítjük meg 0 és 1 közötti küszöbértékek mellett. A modellünk alapján kirajzolható ROC-görbét a 2. *ábra* mutatja.

**2. ábra**

**A 10 és 1 éves hozamszpred alapján, a teljes időszakra készített probit-modell ROC-görbéje az USA esetében**



*Megjegyzés: A görbe alatti terület (AUC) nagysága 0,78. A 45 fokos szaggatott egyenes mentén haladó ROC-görbe jelentene olyan modellt, amely véletlenszerűen jelezne előre.*

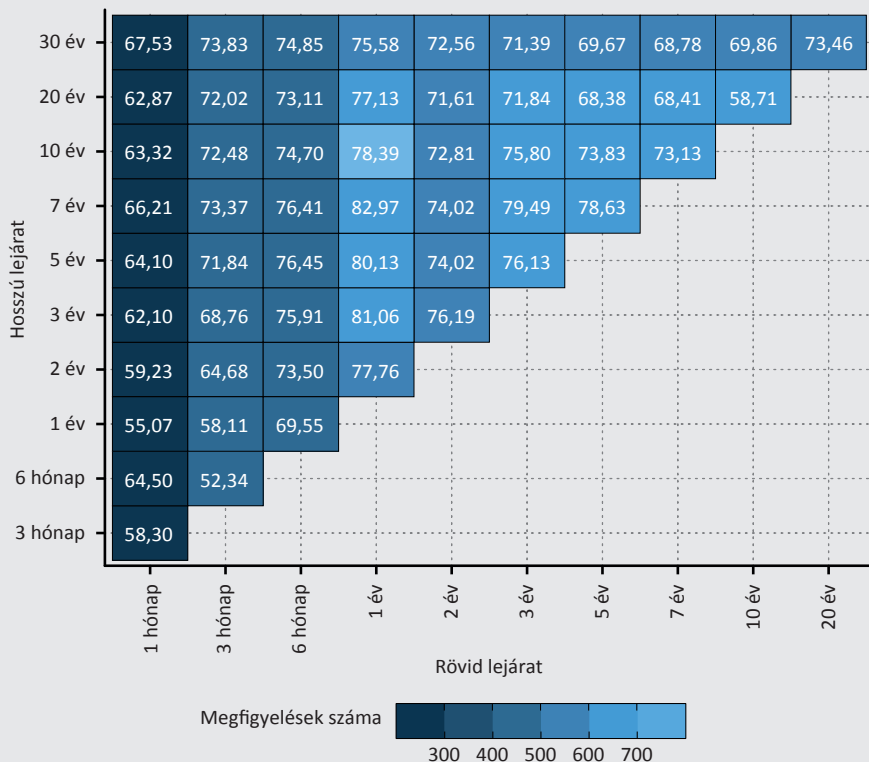
*Forrás: FRED-adatok alapján számítva*

A ROC-görbe alatti terület nagysága alapján az AUC mérőszámra 0,78-as értéket kaptunk. Mivel a vizsgált modell klasszifikációs képessége annál jobb, minél közelebb esik az 1 értékhez az AUC (minél inkább megvalósítható magas szenzitivitás magas specifitás mellett), ezért esetünkben megállapítható, hogy az a modell, melyben a hozamszpredet a 10 éves és 1 éves lejáratú állampapírhozamok különbségeként definiáltuk, többnyire sikeresen jelez előre.

**3.1.2. A különböző lejáratkombinációk összehasonlítása**

Ahogy azt korábban említettük, a szakirodalomban nincs teljes konszenzus arra vonatkozóan, hogy melyik lejáratkombináció jelzi előre a recessziókat a legsikerebben. Tanulmányunkban megvizsgáltuk, hogy a különböző kombinációkhoz milyen AUC-érték tartozik. A kapott eredményeket a 3. ábra mutatja.

**3. ábra**  
**Különböző hozamszpredek recesszió-előrejelző képességének vizsgálata az USA**  
**esetében**



Megjegyzés: Az ábrán feltüntetett számok az egyes lejáratkombinációkhoz tartozó AUC-értékeket mutatják százalékban kifejezve.

Forrás: FRED-adatok alapján számítva

A megfigyelések száma értelemszerűen attól függött, hogy hány esetben fértünk hozzá a kombináció mindkét lejáratkonstrukciójának adataihoz, így viszonylag nagy a szórása a megfigyelések számának.

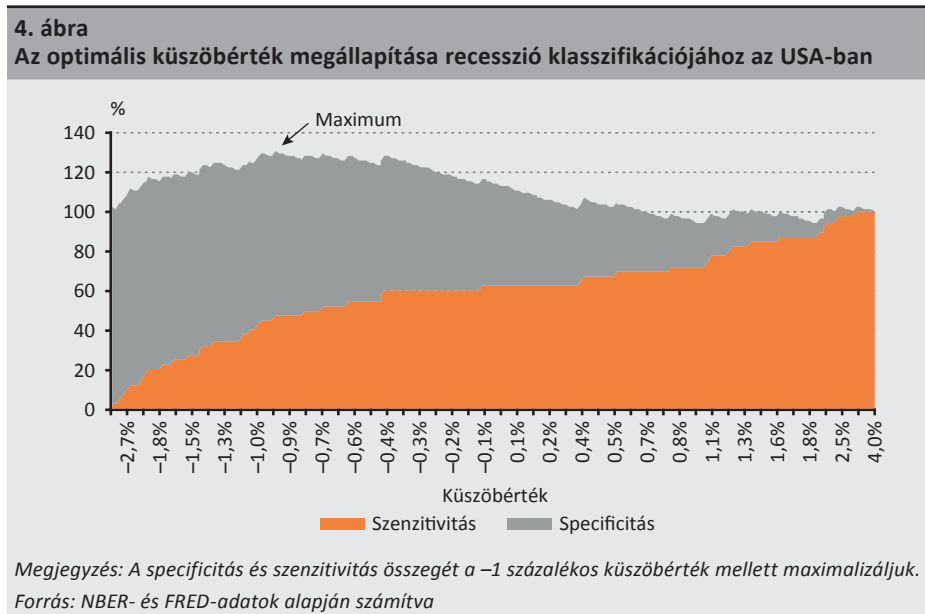
A 3. ábráról leolvasható, hogy az AUC mérőszám nem a kiinduló modellünk esetében veszi fel a legmagasabb értékét, hanem a 7 éves és 1 éves lejáratú állampapírok különbségének esetében. Ez azért is érdekes, mert ezt a kombinációt egyik általunk ismert szakirodalom sem ajánlja, bár a 7 éves időtáv már inkább nevezhető középtávnak, ekkor pedig egybecseng az eredményünk *Estrella et al. (2003)* eredményével. A *Melléklet 4. táblázata* tartalmazza az egyes lejáratokhoz kapcsolódó átlagos AUC-értékeket. A sokszor használt 10 éves és 3 hónapos kombináció a mi eredményeink szerint (bár még mindig 0,6–0,7 közötti AUC-értékkel) kevésbé jó megoldás, azonban a rövid lejáratok kombinációinak jó teljesítménye összhangban

van azokkal az állításokkal, miszerint a hozamgörbék előrejelző képessége elsősorban a rövid távú hozamok változásától függ. Továbbá megállapítható az is, hogy az 1 éves rövid lejárat minden általunk vizsgált hosszú lejárat mellett jól teljesít, így ennek az állampapírhozamnak az USA-ban kiemelt szerepet tulajdoníthatunk a recessziók előrejelzésében.

### 3.1.3. A recessziós időszakok definiálása a GDP ciklikus komponenseinek segítségével

Ahhoz, hogy a modellünk kiterjeszhető legyen európai országokra is, meg kellett határozni, hogy a GDP ciklikus komponensének milyen küszöbértéke mellett beszélhetünk recesszióról, mivel ezen országok esetében nem állt rendelkezésünkre az NBER-hez hasonló besorolás.

Az Egyesült Államok adatain vizsgáltuk meg, hogy a GDP Hodrick–Prescott-szűrő segítségével előállított ciklikus komponense miként tudja reprodukálni az NBER által definiált recessziókat. Ezt a lépést a 4. ábra mutatja be.



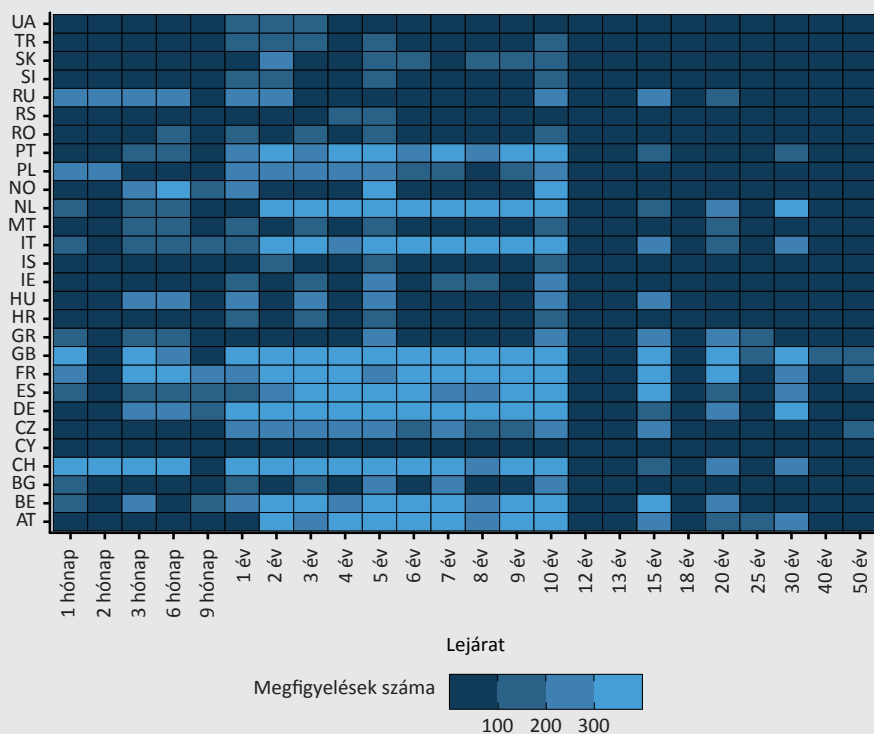
A kapott eredmények alapján megállapítható, hogy a GDP ciklikus komponensének  $-1$  százalékos értéke határozható meg küszöbértékként. Ennek értelmében a reál-GDP HP-filterezéséből nyert adatok alapján az európai országok esetében azokat az időszakokat tudjuk recesszióként definiálni, melyek során a ciklikus komponens  $-1$  százalékos vagy annál kisebb értéket vett fel. Ezen küszöbérték mellett az NBER szerint recesszióként riportált időszakok 47,5 százalékát, a nem recessziós időszakok 83,6 százalékát klasszifikáljuk helyesen. Bár a kibocsátási rés ilyen jellegű

meghatározása bevett módszer, és az európai országok esetében csak erre tudunk támaszkodni ahhoz, hogy egységes módszertannal állapítsuk meg a recessziókat, belátható, hogy a különbség jelentős.

### 3.2. A modell kiterjesztése európai országokra

Az Egyesült Államok adatain kapott eredmények alapján végeztük el a modell kiterjesztését európai országokra, tehát a 7 éves és 1 éves hozamok különbségét használtuk fel ugyanabban a modellben, amit az előzőkben használtunk, illetve a recessziókat a GDP ciklikus komponensének  $-1$  százalékos küszöbértéke alapján definiáltuk. A kiinduló adatbázisunk Ausztria, Belgium, Bulgária, Ciprus, Csehország, Egyesült Királyság, Franciaország, Görögország, Hollandia, Horvátország, Izland, Írország, Lengyelország, Magyarország, Málta, Németország, Norvégia, Olaszország, Oroszország, Portugália, Románia, Spanyolország, Svájc, Szerbia, Szlovákia, Szlovénia, Törökország és Ukrajna különböző lejáratú állampapírjainak hozamait tartalmazza. A megfigyelések számait az országok és a lejáratok függvényében az 5. ábra mutatja.

**5. ábra**  
A megfigyelések száma országonként



Forrás: Az investing.com adatai alapján szerkesztve

Jól látszik, hogy több ország esetében is problémát okoz az adathiány, emiatt a kiterjesztést csak 13 ország<sup>5</sup> körében végeztük el, ezek a következők: Belgium, Bulgária, Csehország, Egyesült Királyság, Franciaország, Írország, Lengyelország, Németország, Olaszország, Portugália, Románia, Spanyolország és Svájc. Miután a kiterjesztést leszűkítettük a felsorolt országokra, lefuttattuk ezen országok adatain is a probit-modellt, melyben a magyarázóváltozóként használt hozamszprednek a 7 éves és 1 éves lejáratú állampapírhozamok különbségét választottuk a korábbi eredményeink alapján.

A 2. táblázatban foglaltuk össze az egyes országokhoz tartozó AUC-értékeket, melyek alapján azt mondhatjuk, hogy a vizsgált európai hozamgörbék többségében is megfigyelhető a jó recesszió-előrejelző képesség. A bolgár és spanyol adatokon futtatott modell az Egyesült Államok modelljénél is jobban teljesít e mérőszám alapján.

<b>2. táblázat</b>				
<b>Az európai országokra futtatott probit-modellek eredményei</b>				
	<b>Koefficiens</b>	<b>Standard hiba</b>	<b>P-érték</b>	<b>AUC<sup>a</sup>/N<sup>b</sup></b>
<b>Belgium</b>				
Konstans	-0,33	0,48	0,49	0,84
Szpred	141,22	72,97	0,05	61
<b>Bulgária</b>				
Konstans	-5,54	1,76	0,00	0,95
Szpred	-250,99	84,40	0,00	36
<b>Csehország</b>				
Konstans	-0,27	0,30	0,37	0,49
Szpred	5,75	24,75	0,82	73
<b>Egyesült Királyság</b>				
Konstans	-1,43	0,24	0,00	0,67
Szpred	-33,71	19,77	0,09	97
<b>Franciaország</b>				
Konstans	-1,14	0,37	0,00	0,45
Szpred	14,03	31,22	0,65	81
<b>Írország</b>				
Konstans	-1,03	0,35	0,00	0,72
Szpred	-70,51	26,50	0,01	35
<b>Lengyelország</b>				
Konstans	1,17	0,75	0,12	0,84
Szpred	191,87	72,61	0,01	29

<sup>5</sup> Feltételnek állítottuk, hogy legalább 20 megfigyelés álljon rendelkezésre, amely során mind az 1 és 7 éves hozamszpred készletített értéke, mind a GDP-adat elérhető.

<b>2. táblázat</b>				
<b>Az európai országokra futtatott probit-modellek eredményei</b>				
	<b>Koefficiens</b>	<b>Standard hiba</b>	<b>P-érték</b>	<b>AUC<sup>a</sup>/N<sup>b</sup></b>
<b>Németország</b>				
Konstans	-1,20	0,29	0,00	0,63
Szpred	-28,25	21,21	0,18	96
<b>Olaszország</b>				
Konstans	-1,00	0,45	0,03	0,64
Szpred	-31,76	23,12	0,17	52
<b>Portugália</b>				
Konstans	-1,74	0,41	0,00	0,79
Szpred	-41,76	13,43	0,00	53
<b>Románia</b>				
Konstans	-1,06	0,72	0,14	0,49
Szpred	-14,53	37,95	0,70	24
<b>Spanyolország</b>				
Konstans	-4,50	1,14	0,00	0,93
Szpred	-239,77	62,51	0,00	35
<b>Svájc</b>				
Konstans	-2,00	0,36	0,00	0,81
Szpred	-111,52	28,44	0,00	94
Megjegyzés: <sup>a</sup> AUC: Görbe alatti terület (Konstans sorok). <sup>b</sup> N: Megfigyelések száma (Szpred sorok).				
Forrás: Az investing.com adatai alapján számítva				

A 2. táblázatban összefoglaltuk a különböző európai országokra lefutott probit-modellek regressziós eredményeit is. Az eredmények alapján elmondható, hogy a hozamszpred becslt hatása csak Bulgária, Írország, Portugália, Spanyolország, és Svájc esetében bizonyult szignifikánsan negatívnak 5 százalékos szinten. Az Egyesült Királyság esetében 10 százalékos szignifikanciaszint mellett tekinthetjük szignifikánsnak a szpred előrejelző képességét. Bulgária és Spanyolország esetében továbbá az AUC-mutató értéke azt mutatja, hogy ezen országokban a 7 éves és 1 éves lejáratú kötvények hozamszpredje hatékonyabban jelez előre, mint az Egyesült Államokban (ahol az AUC-érték 82,79 volt). A hozamszpred becslt koefficiense Belgium, Csehország, Franciaország és Lengyelország esetében mutat a várttal ellentétes irányt, a többi ország esetében elmondható, hogy a szpred csökkenése (invertált görbe felé való elmozdulása) a kibocsátási rés csökkenését jelzi előre. Eredményeink alapján a vizsgált országok közel 70 százalékában található negatív kapcsolat a hozamszpred és a recesszió bekövetkezésének valószínűsége között, viszont e kapcsolat csak az országok 38 (illetve 46) százalékában szignifikáns. Az európai országok közel harmadában kaptunk a várttól eltérő eredményeket, a kapcsolat az országok hatodában lett szignifikánsan pozitív.

## 4. Konklúzió

Tanulmányunkban egy probit-modell segítségével először azt vizsgáltuk, hogy az Egyesült Államok esetében megfigyelt, 10 éves és 1 éves lejáratú állampapírhozámok különbségeként definiált hozamszpred négy negyedéves időtávon való előrejelző képessége változott-e az elmúlt 25 évben az 1995 előtti időszakhoz képest. Azt találtuk, hogy bár enyhén, de csökkent az inverz hozamgörbék esetén a recesszió valószínűsége, a szpredék statisztikai szignifikanciája azonban megmaradt a későbbi időszakra lefuttatott modellben is.

Ezután az Egyesült Államok adatait felhasználva kerestük meg a recessziókat leghatékonyabban előrejelző lejáratkombinációt. Az eredményeink alapján a 7 éves és 1 éves hozamok különbsége teljesít a legjobban az előrejelzésben.

Mielőtt a modellt kiterjesztettük, az USA adatai alapján megkerestük a GDP ciklikus komponensének azt a  $-1$  százalékos küszöbértékét, ami alatt elmondható, hogy egy gazdaság recesszióban van (recessziót jelentő kibocsátási rés). Ezen eredményeket felhasználva lefuttattuk a modellt olyan európai országokra is, melyekben elégséges adat állt rendelkezésünkre. Eredményeink szerint a 13 megvizsgáltból mindössze 6 ország esetében szignifikáns és negatív előjelű a hozamszpred kapcsolata a jövőbeli kibocsátási réssel. Bulgáriára és Spanyolországra ezen felül igaz az a megállapítás, hogy az AUC-mutató értéke alapján a hozamszpredék hatékonyabban jelzik előre a recessziót, mint az Egyesült Államok esetében.

## Felhasznált irodalom

- Ang, A. – Piazzesi, M. – Wei, M. (2006): *What does the yield curve tell us about GDP growth*. Journal of Econometrics, 131(1–2): 359–403. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.032>
- Bauer, M.D. – Mertens, T.M. (2018a): *Economic forecasts with the yield curve*. FRBSF Economic Letter 2018-07, Federal Reserve Bank of San Francisco. <https://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/2018/march/economic-forecasts-with-yield-curve/>
- Bauer, M.D. – Mertens, T.M. (2018b): *Information in the yield curve about future recessions*. FRBSF Economic Letter 2018-20, Federal Reserve Bank of San Francisco. <https://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/2018/august/information-in-yield-curve-about-future-recessions/>
- Chauvet, M. – Potter, S. (2005): *Forecasting recessions using the yield curve*. Journal of Forecasting, 24(2): 77–103. <https://doi.org/10.1002/for.932>



- Chinn, M.D. – Kucko, K.J. (2015): *The Predictive Power of the Yield Curve Across Countries and Time*. *International Finance*, 18(2): 129–156. <https://doi.org/10.1111/infi.12064>
- Duarte, A. – Venetis, I.A. – Paya, I. (2005): *Predicting real growth and the probability of recession in the euro area using the yield spread*. *International Journal of Forecasting*, 21(2): 261–277. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2004.09.008>
- Estrella, A. (2022): *Yield curve spreads and the risk of recession*. *Finance, Economics and Monetary Policy Discussion Paper No. 2201*. <http://www.financeecon.com/DPs/DP2201.pdf>
- Estrella, A. – Mishkin, F.S. (1996): *The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions*. *Current Issues in Economics and Finance*, 2(7). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1001228>
- Estrella, A. – Mishkin, F.S. (1997): *The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank*. *European Economic Review*, 41(7): 1375–1401. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(96\)00050-5](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(96)00050-5)
- Estrella, A. – Mishkin, F.S. (1998): *Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators*. *Review of Economics and Statistics*, 80(1): 45–61. <https://doi.org/10.1162/003465398557320>
- Estrella, A. – Rodrigues, A.P. – Schich, S. (2003): *How Stable Is the Predictive Power of the Yield Curve? Evidence from Germany and the United States*. *Review of Economics and Statistics*, 85(3): 629–644. <https://doi.org/10.1162/003465303322369777>
- Granát Marcell – Lehmann Kristóf – Nagy Olivér – Neszveda Gábor (2023): *Expect the unexpected: Did the equity markets anticipate the Russo-Ukrainian war?* *Finance Research Letters*, 58(PartA), 104301. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104301>
- Hasse, J.-B. – Lajaunie, Q. (2022): *Does the yield curve signal recessions? New evidence from an international panel data analysis*. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 84(May): 9–22. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.01.001>
- Haubrich, J.G. (2006): *Does the yield curve signal recession?* *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, 15 April. <https://www.clevelandfed.org/newsroom-and-events/publications/economic-commentary/economic-commentary-archives/2006-economic-commentaries/ec-20060415-does-the-yield-curve-signal-recession>
- Keen, H. (1989): *The yield curve as a predictor of business cycle turning points*. *Business Economics*, 24(4): 37–43.
- Máténé Bella Klaudia – Ritzlné Kazimir Ildikó – Sugár András (2019): *A magyarországi konjunktúrakutatás rövid történeti áttekintése*. *Statistikai Szemle*, 97(6): 521–545. <https://doi.org/10.20311/stat2019.6.hu0521>

Matolcsy György – Palotai Dániel (2016): *A fiskális és a monetáris politika kölcsönhatása Magyarországon az elmúlt másfél évtizedben*. Hitelintézeti Szemle, 15(2): 5–32. <https://hitelintezetiszemle.mnb.hu/letoltes/matolcsy-gyorgy-palotai-daniel.pdf>

Rudebusch, G.D. – Williams, J.C. (2009): *Forecasting Recessions: The Puzzle of the Enduring Power of the Yield Curve*. Journal of Business & Economic Statistics, 27(4): 492–503. <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.07213>

Stevens, E.J. (1989): *Is there a message in the yield curve?* Economic Commentary, Federal Reserve Bank of Cleveland, March 15. <https://www.clevelandfed.org/newsroom-and-events/publications/economic-commentary/economic-commentary-archives/1989-economic-commentaries/ec-19890315-is-there-a-message-in-the-yield-curve>

Wooldridge, J.M. (2012): *Introductory econometrics: A modern approach*. 5th Edition. South-Western Cengage Learning.

Wright, J.H. (2006): *The Yield Curve and Predicting Recessions*. FEDs Working Paper No. 2006-7. <https://doi.org/10.2139/ssrn.899538>

## Melléklet

<b>3. táblázat</b>			
<b>Az USA-ra futtatott probit-modellek becült koefficiensei</b>			
	<b>Koefficiens</b>	<b>Standard hiba</b>	<b>P-érték</b>
<b>Probit, 1995 előtt</b>			
Konstans	-0,93	0,19	0,00%
Szpred	-1,85	0,41	0,00%
<b>Probit, 1995 után</b>			
Konstans	-0,75	0,12	0,00%
Szpred	-0,62	0,10	0,00%
<b>Probit, Összes megfigyelés</b>			
Konstans	-0,75	0,09	0,00%
Szpred	-0,72	0,10	0,00%
<b>LPM, Összes megfigyelés</b>			
Konstans	0,25	0,02	0,00%
Szpred	-0,12	0,01	0,00%
<i>Forrás: FRED-adatok alapján számítva</i>			

<b>4. táblázat</b>			
<b>A különböző hozamszpred-kombinációk alapján számolt átlagos AUC-eredmények a probit-modell alkalmazásával az USA-ra</b>			
<b>Lejárat<sup>a</sup></b>	<b>Átlagos AUC</b>	<b>Lejárat<sup>b</sup></b>	<b>Átlagos AUC</b>
1 hónap	0,62	3 hónap	0,58
3 hónap	0,67	6 hónap	0,58
6 hónap	0,74	1 év	0,61
1 év	0,79*	2 év	0,69
2 év	0,74	3 év	0,73
3 év	0,75	5 év	0,74
5 év	0,73	7 év	0,76*
7 év	0,70	10 év	0,73
10 év	0,64	20 év	0,69
20 év	0,73	30 év	0,72
<i>Megjegyzés: <sup>a</sup>Modellben rövid lejáratként alkalmazva. <sup>b</sup>Modellben hosszú lejáratként alkalmazva. *Legmagasabb érték.</i>			
<i>Forrás: FRED-adatok alapján számítva</i>			